# Standardizzazione diretta e indiretta

## 1. Legame tra tassi generici e tassi specifici

Il tasso generico di mortalità ($m$) è una media ponderata dei tassi di mortalità specifici per età ($m_x$) con pesi proporzionali alla popolazione per età ($P_x$). A livello formale:

$$m = \frac{M}{P} = \frac{\sum_{x=o}^{w-1} M_x}{\sum_{x=o}^{w-1} P_x} = \frac{\sum_{x=o}^{w-1} m_x \cdot P_x}{\sum_{x=o}^{w-1} P_x}$$

visto che $m_x = \frac{M_x}{P_x} \Rightarrow M_x = m_x \cdot P_x$.

Pertanto, il tasso generico di mortalità dipende sia dai livelli di mortalità variabili per età (o classi di età) sia dal peso della popolazione nelle diverse età (o classi di età). Solo nel caso in cui i tassi specifici di mortalità fossero costanti a tutte le età (ipotesi assolutamente irrealistica) la struttura per età risulterebbe irrilevante. Per queste ragioni, il tasso generico di mortalità non è una misura idonea a rispondere al quesito su dove è più elevata la mortalità. Non permette di fare comparazioni nello spazio e nel tempo che consentano di rispondere a tale quesito.
Questo limite riguarda tutti i tassi generici, non solo quello di mortalità. Di seguito si propone anche un altro esempio, quello relativo al tasso di fecondità generale ($FG$). Come si può notare dalla formula seguente

$$FG = \frac{N}{D_{15-49}} = \frac{\sum_{x=15}^{49} N_x}{\sum_{x=15}^{49} D_x} = \frac{\sum_{x=15}^{49} f_x \cdot D_x}{\sum_{x=15}^{49} D_x}$$

$FG$ è uguale ad una media ponderata dei tassi di fecondità specifici per età della madre ($f_x = N_x / D_x$) con pesi uguali o proporzionali alla struttura per età delle donne in età riproduttiva ($D_x$, per x= 15, 16, … 49 anni).

**Box per saperne di più:**
**decomposizione della differenza assoluta tra i tassi generici di mortalità di due popolazioni**

Vediamo allora cosa succede quando andiamo a confrontare i tassi generici di mortalità di due (o più) popolazioni o della stessa popolazione in due (o più) periodi differenti. Con A e B indicheremo le due popolazioni da confrontare. I due tassi generici saranno uguali a:

$${}^{A}m = \frac{{}^{A}M}{{}^{A}P} = \frac{\sum {}^{A}m_x \cdot {}^{A}P_x}{\sum {}^{A}P_x} = \sum {}^{A}m_x \cdot {}^{A}PP_x$$

$${}^{B}m = \frac{{}^{B}M}{{}^{B}P} = \frac{\sum {}^{B}m_x \cdot {}^{B}P_x}{\sum {}^{B}P_x} = \sum {}^{B}m_x \cdot {}^{B}PP_x$$

con $PP_x$ che sta ad indicare la proporzione di popolazione in età $x$ ($P_x$ / $P$).
La differenza tra i due tassi generici potrà essere scritta nel modo seguente:

$$\begin{aligned}
{}^{A}m - {}^{B}m &= \sum {}^{A}m_x \cdot {}^{A}PP_x - \sum {}^{B}m_x \cdot {}^{B}PP_x = \\
&= \left[\tfrac{1}{2}\sum {}^{A}m_x \cdot {}^{A}PP_x - \tfrac{1}{2}\sum {}^{B}m_x \cdot {}^{A}PP_x + \tfrac{1}{2}\sum {}^{A}m_x \cdot {}^{B}PP_x - \tfrac{1}{2}\sum {}^{B}m_x \cdot {}^{B}PP_x\right] + \\
&+ \left[\tfrac{1}{2}\sum {}^{A}m_x \cdot {}^{A}PP_x + \tfrac{1}{2}\sum {}^{B}m_x \cdot {}^{A}PP_x - \tfrac{1}{2}\sum {}^{A}m_x \cdot {}^{B}PP_x - \tfrac{1}{2}\sum {}^{B}m_x \cdot {}^{B}PP_x\right] = \\
&= \sum \tfrac{1}{2}({}^{A}m_x - {}^{B}m_x) \cdot ({}^{A}PP_x + {}^{B}PP_x) + \sum \tfrac{1}{2}({}^{A}PP_x - {}^{B}PP_x) \cdot ({}^{A}m_x + {}^{B}m_x)
\end{aligned}$$

In altri termini, la differenza dipenderà sia dalle differenze nei tassi specifici di mortalità (effetto intensità) sia dalle differenze nella struttura per età delle due popolazioni (effetto struttura). Nella formula finale di decomposizione dei due effetti, il contributo dell'intensità della mortalità è indicato come media delle differenze nei tassi specifici di A e di B con pesi dati dalla media semplice tra A e B della proporzione per età della popolazione. Il contributo della differente struttura per età è ottenuto come media delle differenze tra A e B nella proporzione della popolazione per età con pesi dati dai livelli medi tra A e B dei tassi di mortalità specifici per età. In formula è quanto riportato nuovamente di seguito:

$$^{A}m - {}^{B}m = \sum ({}^{A}m_x - {}^{B}m_x) \cdot \frac{({}^{A}PP_x + {}^{B}PP_x)}{2} + \sum ({}^{A}PP_x - {}^{B}PP_x) \cdot \frac{({}^{A}m_x + {}^{B}m_x)}{2}$$

Pertanto, non è corretto fare ricorso ai tassi generici di mortalità per rispondere al quesito su dove la mortalità sia più elevata poiché la differenza tra tali tassi potrebbe dipendere solo da differenze di mortalità, solo da differenze di struttura per età delle popolazioni a confronto, oppure dall'azione congiunta di uguale segno o di segno opposto dei due fattori indicati. Anche se l'esempio proposto riguarda la mortalità, tali considerazioni valgono anche per gli altri fenomeni demografici (e non solo). Per tale ragione bisogna fare ricorso a soluzioni che consentano di tenere sotto controllo la differente struttura per età delle popolazioni.

## 2. Tassi di mortalità standardizzati in modo diretto o con il metodo della popolazione tipo

Continuando a fare riferimento al caso della mortalità, la situazione ideale è quella in cui siano disponibili i dati sui decessi per età e sulla popolazione per età. In questa circostanza, è possibile calcolare i tassi di mortalità specifici per età ed effettuare il confronto età per età, eventualmente attraverso il ricorso alla rappresentazione grafica. Per finalità di sintesi si può procedere alla standardizzazione diretta o con metodo della popolazione tipo che consente di rispondere al quesito su quale delle due o più popolazioni a confronto ha/hanno i livelli di mortalità più bassi (o più alti).
La soluzione proposta consiste nel calcolare per ciascuna delle popolazioni una media dei propri tassi di mortalità specifici per età con pesi proporzionali alla struttura per età di una terza popolazione presa come standard di riferimento (per questa ragione il metodo è detto della popolazione tipo).
Pertanto, i tassi di mortalità standardizzati in modo diretto per A e B sono ottenuti come indicato di seguito:

$$^{A}\overline{m} = \frac{\sum {}^{A}m_x \cdot {}^{S}P_x}{\sum {}^{S}P_x} = \sum {}^{A}m_x \cdot {}^{S}PP_x$$

$$^{B}\overline{m} = \frac{\sum {}^{B}m_x \cdot {}^{S}P_x}{\sum {}^{S}P_x} = \sum {}^{B}m_x \cdot {}^{S}PP_x$$

con ${}^{S}PP_x$ la proporzione per età della popolazione standard.

In questo caso, è facilmente verificabile come la differenza tra i due tassi standardizzati dipenda solo dai differenti livelli della mortalità per età, anche se la media delle differenze dei tassi specifici per età risulta ponderata con la struttura per età della popolazione scelta come standard. In formula:

$$^{A}\overline{m} - {}^{B}\overline{m} = \sum ({}^{A}m_x - {}^{B}m_x) \cdot {}^{S}PP_x$$

In pratica, il calcolo dei tassi standardizzati con il metodo della popolazione tipo consente di neutralizzare gli effetti dovuti alla diversa composizione per età delle popolazioni, trasformando un confronto che dipendeva da due fattori (diversa intensità della mortalità e diversa struttura per età tra le popolazioni) in un confronto in cui si eliminano gli effetti delle differenze di struttura.
La scelta della popolazione standard diviene cruciale. È ragionevole adottare una struttura per età intermedia tra quelle delle popolazioni per le quali si intende confrontare la mortalità. È anche possibile sce-

gliere come standard una delle popolazioni a confronto. In quest'ultimo caso, la situazione che si prospetta è la seguente:
a) se viene scelta come struttura per età standard quella della popolazione A:

$$^{A}\overline{m} = {}^{A}m = \sum {}^{A}m_x \cdot {}^{A}PP_x \,, \quad {}^{B}\overline{m} = \sum {}^{B}m_x \cdot {}^{A}PP_x \text{ e pertanto } {}^{A}\overline{m} - {}^{B}\overline{m} = \sum ({}^{A}m_x - {}^{B}m_x) \cdot {}^{A}PP_x \,;$$

b) se viene scelta come struttura per età standard quella della popolazione B:

$$^{A}\overline{m} = \sum {}^{A}m_x \cdot {}^{B}PP_x \,, \quad {}^{B}\overline{m} = {}^{B}m = \sum {}^{B}m_x \cdot {}^{B}PP_x \text{ e pertanto } {}^{A}\overline{m} - {}^{B}\overline{m} = \sum ({}^{A}m_x - {}^{B}m_x) \cdot {}^{B}PP_x \,.$$

Appare anche evidente che mentre i tassi generici di mortalità rappresentano le effettive frequenze relative con cui si verificano i decessi, i valori dei tassi standardizzati hanno un loro preciso significato solo in termini di comparazione dei livelli della mortalità tra popolazioni diverse e variano al variare della popolazione adottata come standard.
Oltre ai tassi standardizzati è anche possibile calcolare dei rapporti standardizzati in modo diretto (*RSD*) quando si voglia ottenere un indicatore sintetico comparabile che non rappresenti una correzione del tasso generico di ciascuna delle popolazioni esaminate ma esprima, piuttosto, il valore di quest'ultimo in termini relativi (ad esempio, in percentuale) rispetto a quello della popolazione di riferimento. In tal caso:

$$RSD = \frac{^{A}\overline{m}}{^{s}m} = \frac{\sum {}^{A}m_x \cdot {}^{S}PP_x}{^{s}m} = \frac{^{S}M'}{^{S}M}$$

in cui a numeratore vengono posti i morti attesi ($^{S}M'$) nell'ipotesi in cui la popolazione standard sperimenti i tassi di mortalità specifici per età relativi alla popolazione A. Naturalmente cambia solo la scala di riferimento visto che tutti i tassi standardizzati vengono rapportati alla stessa costante data dal tasso generico di mortalità della popolazione scelta come standard.

## 3. Tassi standardizzati in modo indiretto o con il metodo dei coefficienti tipo

Nel caso in cui gli eventi classificati per età (classi annuali o pluriennali) non siano disponibili o utilizzabili diventa impossibile il ricorso alla standardizzazione diretta. In questo caso, è possibile l'impiego della standardizzazione indiretta che, come indica la stessa denominazione (indiretta), rappresenta una soluzione di ripiego che solo indirettamente permette di rispondere al quesito su dove il fenomeno è più intenso. Risponde quindi all'obiettivo di consentire la comparazione, ma richiede l'introduzione di ipotesi che non è detto siano rispettate. Pertanto, quando è possibile si fa ricorso alla standardizzazione diretta e solo in presenza di lacune informative che ne impediscono l'adozione si ripiega sulla standardizzazione indiretta.
Di seguito, verrà proposta una esemplificazione facendo riferimento alla fecondità, è però immediata l'estensione al caso della mortalità o di altri fenomeni demografici. Per ciascuna delle popolazioni a confronto, si calcola il rapporto standardizzato in modo indiretto (*RSI*) dividendo le nascite osservate (*N*) per quelle attese (*N'*) nell'ipotesi in cui le popolazioni sperimentino i livelli di fecondità standard di una determinata popolazione. È questa la ragione per cui si parla anche di metodo dei coefficienti tipo, in questo caso rappresentati dai tassi di fecondità specifici per età di una data popolazione che vengono presi a riferimento.
A livello operativo, considerando sempre le popolazioni A e B i rapporti standardizzati in modo indiretto si ottengono come di seguito indicato:

$$^{A}RSI = \frac{^{A}N}{^{A}N'} = \frac{^{A}N}{\sum {}^{S}f_x \cdot {}^{A}D_x} \,; \qquad {}^{B}RSI = \frac{^{B}N}{^{B}N'} = \frac{^{B}N}{\sum {}^{S}f_x \cdot {}^{B}D_x}$$

in cui $^{S}f_x$ indica il tasso di fecondità all'età *x* relativo alla popolazione standard. Oltre ai rapporti è possibile calcolare anche i tassi standardizzati in modo indiretto semplicemente moltiplicando i primi per il tasso di fecondità generale della popolazione standard. In formula:

$$^{A}\overline{\overline{FG}} = {}^{A}RSI \cdot {}^{S}FG \text{ e } {}^{B}\overline{\overline{FG}} = {}^{B}RSI \cdot {}^{S}FG \,.$$

Poiché si tratta di applicare una costante ai RSI è evidente che le due soluzioni sono perfettamente equivalenti.

A questo punto appare opportuno evidenziare meglio i limiti di tale approccio. Proviamo allora a riscrivere i RSI esplicitando ulteriormente gli aggregati posti al numeratore e al denominatore del rapporto. In primo luogo si può riscrivere il numero di nati al numeratore come somma per età dei prodotti tra i tassi specifici di fecondità e il numero di donne alle diverse età. Quindi dividere numeratore e denominatore per l'ammontare delle donne in età riproduttiva. In formula:

$$^{A}RSI = \frac{\sum {}^{A}f_x \cdot {}^{A}D_x}{\sum {}^{S}f_x \cdot {}^{A}D_x} = \frac{\sum {}^{A}f_x \cdot {}^{A}D_x \big/ {}^{A}D}{\sum {}^{S}f_x \cdot {}^{A}D_x \big/ {}^{A}D} = \frac{{}^{A}\overline{FG}}{{}^{S}\overline{FG}}$$

$$^{B}RSI = \frac{\sum {}^{B}f_x \cdot {}^{B}D_x}{\sum {}^{S}f_x \cdot {}^{B}D_x} = \frac{\sum {}^{B}f_x \cdot {}^{B}D_x \big/ {}^{B}D}{\sum {}^{S}f_x \cdot {}^{B}D_x \big/ {}^{B}D} = \frac{{}^{B}\overline{FG}}{{}^{S}\overline{FG}}$$

Se il rapporto è minore di 1 potremmo dire che la fecondità della popolazione A (o della popolazione B) è minore della fecondità di S, mentre il contrario si dirà se il rapporto è maggiore di 1. Valori maggiori di 1 stanno ad indicare un numero di nascite osservate maggiori di quelle attese e quindi, a parità della struttura per età, livelli di fecondità maggiori di quelli adottati come standard. Valori del rapporto minori di 1 dicono esattamente il contrario. In sostanza, va notato che il rapporto standardizzato in modo indiretto di A non è altro che il rapporto tra il tasso di fecondità di A e di S entrambi standardizzati in modo diretto adottando come struttura per età tipo quella della popolazione A. Pertanto, il confronto tra la fecondità di A e di S è perfetto. Lo stesso può dirsi osservando il rapporto standardizzato in modo indiretto di B che consente un confronto diretto tra la fecondità di B e di S, assumendo come struttura per età tipo quella della popolazione B. Il confronto tra A e B è però solo <u>indiretto</u>, mediato dal confronto tra la fecondità di A e di S e tra quella di B e di S, nel primo caso con struttura standard di A e nel secondo caso di B.

**Box per saperne di più**

In altri termini, si può dimostrare che il rapporto standardizzato in modo indiretto è uguale ad una media dei rapporti tra tassi specifici per età di una delle popolazioni a confronto e dello standard (ad esempio, ${}^{A}RSI_x = {}^{A}f_x \,/\, {}^{S}f_x$) con pesi pari alla proporzione di eventi attesi in ciascuna classe di età nell'ipotesi che la popolazione considerata sperimenti i tassi specifici adottati come tipo (ad esempio, ${}^{A}\alpha_x$). In termini formali e con riferimento alla popolazione A risulta pertanto:

$$^{A}RSI = \frac{\sum {}^{A}f_x \cdot {}^{A}D_x}{\sum {}^{S}f_x \cdot {}^{A}D_x} = \frac{\sum {}^{A}f_x \cdot {}^{A}D_x \cdot \frac{{}^{S}f_x}{{}^{S}f_x}}{\sum {}^{S}f_x \cdot {}^{A}D_x} = \frac{\sum \frac{{}^{A}f_x}{{}^{S}f_x} \cdot {}^{S}f_x \cdot {}^{A}D_x}{\sum {}^{S}f_x \cdot {}^{A}D_x} = \sum {}^{A}RSI_x \cdot {}^{A}\alpha_x$$

e per B:

$$^{B}RSI = \frac{\sum {}^{B}f_x \cdot {}^{B}D_x}{\sum {}^{S}f_x \cdot {}^{B}D_x} = \frac{\sum {}^{B}f_x \cdot {}^{B}D_x \cdot \frac{{}^{S}f_x}{{}^{S}f_x}}{\sum {}^{S}f_x \cdot {}^{B}D_x} = \frac{\sum \frac{{}^{B}f_x}{{}^{S}f_x} \cdot {}^{S}f_x \cdot {}^{B}D_x}{\sum {}^{S}f_x \cdot {}^{B}D_x} = \sum {}^{B}RSI_x \cdot {}^{B}\alpha_x$$

con ${}^{A}\alpha = \dfrac{{}^{S}f_x \cdot {}^{A}D_x}{\sum {}^{S}f_x \cdot {}^{A}D_x}$ e ${}^{B}\alpha = \dfrac{{}^{S}f_x \cdot {}^{B}D_x}{\sum {}^{S}f_x \cdot {}^{B}D_x}$.

Questo significa che le strutture per età di A e di B continuano ad entrare in gioco e potrebbero condizionare l'esito del confronto.

## 4. Quadro di sintesi

A livello operativo viene infine proposto il prospetto seguente che richiama dati necessari, finalità e fenomeni a cui di fatto vengono applicati i due metodi di standardizzazione. Si ricorda che la soluzione ideale è il ricorso al metodo diretto o della popolazione tipo che richiede però dati sugli eventi classificati per età. Tale metodo, che ha quindi lo scopo di fornire una risposta sintetica su dove e di quanto il fenomeno è più (o meno) intenso, è applicabile a tutti i fenomeni demografici anche se di fatto si applica quasi esclusivamente alla mortalità, poiché per fecondità e nuzialità è possibile calcolare dei tassi totali che sono misure implicitamente standardizzate. Quando non si possono utilizzare i dati sugli eventi per età (perché non sono disponibili o non sono attendibili) diventa impossibile fare ricorso alla standardizzazione diretta e si deve quindi ripiegare su quella indiretta che ha come finalità di provare a garantire la significatività dei confronti. Di fatto si applica a tutti i fenomeni demografici, anche allo studio della mortalità per cause di morte.

| **Metodo di standardizzazione** | **Dati necessari** | **Finalità o problema che si intende risolvere** | **Fenomeni demografici a cui di fatto viene applicata** |
|---|---|---|---|
| Diretto o della popolazione tipo | - Eventi per età<br>- Popolazione per età | **Sintesi** nelle analisi comparative | Fenomeni ad eventi negativi (mortalità)[a] |
| Indiretto o dei coefficienti tipo | - Totale eventi<br>- Popolazione per età | **Significatività** dei confronti tra tassi generici | Tutti i fenomeni demografici |

Nota: (a) I tassi totali, ottenuti come somma dei tassi specifici per età (eventi ridotti o tassi di seconda categoria per età) rappresentano l'indice sintetico utilizzato per misurare l'intensità dei fenomeni ad eventi non fatali (ad esempio, la nuzialità e la fecondità). Infatti, nell'analisi per contemporanei i tassi totali sono misure implicitamente standardizzate in modo diretto.

Coale ha proposto per le popolazioni del passato degli indici di fecondità standardizzati in modo indiretto (noti come indici di Coale o di Princeton), utilizzando come tassi di fecondità standard quelli di una popolazione, quella Hutterita, che intorno agli anni '30 del XX secolo aveva ancora una riproduttività a livello naturale con i valori più elevati tra quelli empiricamente osservati.

## 5. Per esemplificare

Allo scopo di mostrare a livello empirico le ragioni dell'impossibilità di utilizzare a fini comparativi i tassi generici, nonché per far vedere come le due procedure di standardizzazione risolvono il problema e con quali limiti, vengono di seguito proposte delle esemplificazioni con riguardo alla mortalità. Si suppone di voler confrontare la mortalità nelle popolazioni A e B che hanno una struttura per età notevolmente differente (tab. 1). La prima popolazione di 10 milioni di abitanti è molto giovane (le persone con meno di 15 anni sono il 40% e quelle con 65 e più il 10%), mentre la seconda di 1 milione di abitanti è fortemente invecchiata (i giovani sono il 10% e gli anziani il 40%).
Nella prima ipotesi si suppone che i tassi di mortalità specifici per età siano identici nelle due popolazioni e pari a 10 per 1.000 tra i giovani (0-14 anni), a 1 per 1.000 tra gli adulti (15-64 anni) e a 100 per 1.000 tra gli anziani (65 e più anni). Si può notare però che il tasso generico di mortalità di B è nettamente più elevato di quello di A (rispettivamente 41,5 contro 14,5 decessi all'anno ogni 1.000 abitanti), a causa della presenza di una quota maggiore di popolazione anziana che ovviamente è sottoposta a rischi di morte più elevati (100 morti ogni 1.000 anziani). La frequenza relativa dei decessi è maggiore in B ma la mortalità nelle due popolazioni è la stessa. Il ricorso ai tassi standardizzati in modo diretto consente il confronto corretto e mostra come, indipendentemente dalla scelta della popolazione tipo, i tassi standardizzati di A sono sempre uguali a quelli di B. Quando si adotta come popolazione tipo quella di S i tassi standardizzati delle due popolazioni assumono entrambi valore 23,5 per 1.000, quando la popolazione tipo è quella di A i due valori sono 14,5 per 1.000 e quando è quella di B i due valori sono 41,5 per 1.000. Va ricordato come i tassi standardizzati vanno utilizzati solo a fini comparativi per rispondere al quesito su dove il fenomeno (in questo caso la mortalità) è più intenso.
Nella seconda ipotesi si suppone che i tassi di mortalità specifici per età di B siano la metà di quelli di A. Nonostante ciò il tasso generico di mortalità di B risulta maggiore di quello di A (20,8 contro 14,5 per 1.000 abitanti), solo ricorrendo ai tassi standardizzati si perviene ad una valutazione corretta della situazione. Nel caso in cui la popolazione tipo è quella di S il tasso standardizzato di B è pari a 11,75 esatta-

mente la metà di quello di A (23,5 per 1.000 abitanti). Anche adottando come popolazione tipo a turno quella di A e quella di B il risultato rimane, al di là dei valori assoluti, equivalente: la mortalità nella popolazione A è il doppio di quella della popolazione B.

Nella terza ipotesi si suppone uguale mortalità tra gli adulti (1 per 1.000), mortalità doppia in B rispetto ad A tra i giovani (20 contro 10 per 1.000) e mortalità doppia in A rispetto a B tra gli anziani (100 contro 50 per 1.000). Il tasso generico risulta più alto nella popolazione più anziana (popolazione B), il ricorso alla standardizzazione consente di misurare correttamente la situazione. Qualunque popolazione venga scelta come standard i tassi standardizzati sono più elevati per A, ma la scelta della popolazione tipo non è più ininfluente. Quando si adotta come tipo la popolazione A, quella con struttura più giovane, i due tassi standardizzati differiscono di poco poiché si dà un peso maggiore che negli altri casi alla mortalità nella prima fascia d'età che risulta più elevata nella popolazione B. Pertanto bisogna stare attenti alla scelta della popolazione standard quando i tassi di mortalità specifici per età risultano in alcune età più alti in una e in altre età più alti nell'altra delle due popolazioni a confronto.

**Tab. 1 - Standardizzazione diretta**

| Classi di età | Popolazione | | | Morti | | Tassi di mortalità x 1.000 abitanti | | Decessi attesi adottando come standard: | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | | | | | Popolazione S | | Popolazione A | | Popolazione B | |
| | A | B | S | A | B | A | B | A | B | A | B | A | B |
| **Ipotesi 1 - I tassi specifici di mortalità della pop. B sono uguali a quelli della pop. A** | | | | | | | | | | | | | |
| **0-14** | 4.000.000 | 100.000 | 30.000 | 40.000 | 1.000 | **10,0** | **10,0** | 300 | 300 | 40.000 | 40.000 | 1000 | 1000 |
| **15-64** | 5.000.000 | 500.000 | 50.000 | 5.000 | 500 | **1,0** | **1,0** | 50 | 50 | 5.000 | 5.000 | 500 | 500 |
| **65+** | 1.000.000 | 400.000 | 20.000 | 100.000 | 40.000 | **100,0** | **100,0** | 2.000 | 2.000 | 100.000 | 100.000 | 40.000 | 40.000 |
| **Totale** | 10.000.000 | 1.000.000 | 100.000 | 145.000 | 41.500 | | | 2.350 | 2.350 | 145.000 | 145.000 | 41.500 | 41.500 |
| | | | Tassi generici di mortalità = | | | 14,5 | 41,5 | | | | | | |
| | | | | **Tassi di mortalità standardizzati =** | | | | **23,5** | **23,5** | **14,5** | **14,5** | **41,5** | **41,5** |
| **Ipotesi 2 - I tassi specifici di mortalità della pop. B sono la metà di quelli della pop. A** | | | | | | | | | | | | | |
| **0-14** | 4.000.000 | 100.000 | 30.000 | 40.000 | 500 | **10,0** | **5,0** | 300 | 150 | 40.000 | 20.000 | 1.000 | 500 |
| **15-64** | 5.000.000 | 500.000 | 50.000 | 5.000 | 250 | **1,0** | **0,5** | 50 | 25 | 5.000 | 2.500 | 500 | 250 |
| **65+** | 1.000.000 | 400.000 | 20.000 | 100.000 | 20.000 | **100,0** | **50,0** | 2.000 | 1.000 | 100.000 | 50.000 | 40.000 | 20.000 |
| **Totale** | 10.000.000 | 1.000.000 | 100.000 | 145.000 | 20.750 | | | 2.350 | 1.175 | 145.000 | 72.500 | 41.500 | 20.750 |
| | | | Tassi generici di mortalità = | | | 14,5 | 20,8 | | | | | | |
| | | | | **Tassi di mortalità standardizzati =** | | | | **23,5** | **11,75** | **14,5** | **7,25** | **41,5** | **20,75** |
| **Ipotesi 3 - I tassi specifici di mortalità della pop. B sono il doppio nella prima e la metà nell'ultima classe d'età rispetto a quelli della pop. A** | | | | | | | | | | | | | |
| **0-14** | 4.000.000 | 100.000 | 30.000 | 40.000 | 2.000 | **10,0** | **20,0** | 300 | 600 | 40.000 | 80.000 | 1.000 | 2.000 |
| **15-64** | 5.000.000 | 500.000 | 50.000 | 5.000 | 500 | **1,0** | **1,0** | 50 | 50 | 5.000 | 5.000 | 500 | 500 |
| **65+** | 1.000.000 | 400.000 | 20.000 | 100.000 | 20.000 | **100,0** | **50,0** | 2.000 | 1.000 | 100.000 | 50.000 | 40.000 | 20.000 |
| **Totale** | 10.000.000 | 1.000.000 | 100.000 | 145.000 | 22.500 | | | 2.350 | 1.650 | 145.000 | 135.000 | 41.500 | 22.500 |
| | | | Tassi generici di mortalità = | | | 14,5 | 22,5 | | | | | | |
| | | | | **Tassi di mortalità standardizzati =** | | | | **23,5** | **16,5** | **14,5** | **13,5** | **41,5** | **22,5** |

Immaginiamo adesso di non disporre dei decessi per età e quindi di dover fare ricorso alla standardizzazione indiretta. In entrambe le ipotesi che verranno proposte si supporrà che la mortalità in B è la metà che in A, con gli stessi valori supposti nell'ipotesi 2 della tab. 1. Naturalmente, immaginiamo che questa situazione non sia nota poiché non ci sono i dati necessari per misurarla. Nella prima ipotesi della tab. 2 si suppone di adottare nella standardizzazione indiretta i tassi tipo di mortalità per età della popolazione S che risultano della stessa proporzione per età più bassi o più alti di quelli ignoti delle due popolazioni per le quali vogliamo fare il confronto. Per la precisione, i tassi di A risultano di un terzo più elevati e quelli di B di un terzo più bassi rispetto a quelli della popolazione S. In questo caso ideale, che è difficile si verifichi nella realtà, i rapporti (e i tassi) standardizzati in modo indiretto consentono di misurare in modo preciso la situazione. Il rapporto tra i morti osservati e quelli attesi in A risulta uguale a 1,33 e quello tra i morti osservati e attesi in B viene uguale a 0,67, i tassi standardizzati in modo indiretto sono pari a 23,5 e 11,75, con quello di A doppio rispetto a quello di B. Nell'applicare la standardizzazione indiretta l'auspicio è che ci si trovi in una situazione simile a quella adesso costruita a tavolino, situazione che nella realtà non è possibile verificare. In altri termini, la speranza è che il rapporto tra i tassi specifici delle popolazioni a confronto e dello standard se non costanti per età abbiano almeno oscillazioni contenute.

**Tab. 2 - Standardizzazione indiretta**

| Classi di età | Popolazione | | | Popolazione S | | Decessi attesi | | $RSI_x$ | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | A | B | S | Morti | $m_x$ | A | B | A | B |
| **Ipotesi 1 - I tassi specifici di mortalità della pop. B sono la metà di quelli della pop. A e RSIx è costante per età** | | | | | | | | | |
| **0-14** | 4.000.000 | 100.000 | 30.000 | 225 | 7,500 | 30.000 | 750 | **1,333** | **0,667** |
| **15-64** | 5.000.000 | 500.000 | 50.000 | 38 | 0,750 | 3.750 | 375 | **1,333** | **0,667** |
| **65+** | 1.000.000 | 400.000 | 20.000 | 1.500 | 75,000 | 75.000 | 30.000 | **1,333** | **0,667** |
| **Totale** | 10.000.000 | 1.000.000 | 100.000 | 1.763 | 17,625 | 108.750 | 31.125 | | |
| **Tassi generici** | **14,5** | **20,8** | **per 1.000 abitanti** | | | | | | |
| **Decessi osservati** | 145.000 | 20.750 | | | | | | | |
| **Decessi attesi** | 108.750 | 31.125 | | | | | | | |
| **Rapp. stand. indiretto** | **1,33** | **0,67** | | | | | | | |
| **Tasso stand. indiretto** | **23,50** | **11,75** | **per 1.000 abitanti** | | | | | | |
| **Ipotesi 2 - I tassi specifici di mortalità della pop. B sono la metà di quelli della pop. A e RSIx è variabile per età** | | | | | | | | | |
| **0-14** | 4.000.000 | 100.000 | 30.000 | 500 | 16,666 | 66.664 | 1.667 | **0,600** | **0,300** |
| **15-64** | 5.000.000 | 500.000 | 50.000 | 38 | 0,750 | 3.750 | 375 | **1,333** | **0,667** |
| **65+** | 1.000.000 | 400.000 | 20.000 | 600 | 30,000 | 30.000 | 12.000 | **3,333** | **1,667** |
| **Totale** | 10.000.000 | 1.000.000 | 100.000 | 1.137 | 11,375 | 100.414 | 14.042 | | |
| **Tassi generici** | **14,5** | **20,8** | **per 1.000 abitanti** | | | | | | |
| **Decessi osservati** | 145.000 | 20.750 | | | | | | | |
| **Decessi attesi** | 100.414 | 14.042 | | | | | | | |
| **Rapp. stand. indiretto** | **1,44** | **1,48** | | | | | | | |
| **Tasso stand. indiretto** | **16,43** | **16,81** | **per 1.000 abitanti** | | | | | | |

Certamente non è auspicabile la situazione che si verifica nell'ipotesi 2 della tab. 2 in cui il rapporto tra tassi varia in modo notevole tra le diverse classi di età. In questo caso si può notare come il rapporto standardizzato in modo indiretto risulti per A pari a 1,44 e per B pari a 1,48, ad indicare una mortalità più alta in B, quando invece sappiamo che è a tutte le età esattamente la metà di quella di A. Si tratta di un caso certamente estremo, costruito *ad hoc*, ma che segnala come la standardizzazione indiretta sia una soluzione di ripiego che in qualche caso potrebbe fornire anche risultati non coerenti con la realtà poiché, come detto in precedenza, non elimina (completamente) l'effetto della diversa struttura per età delle popolazioni a confronto.

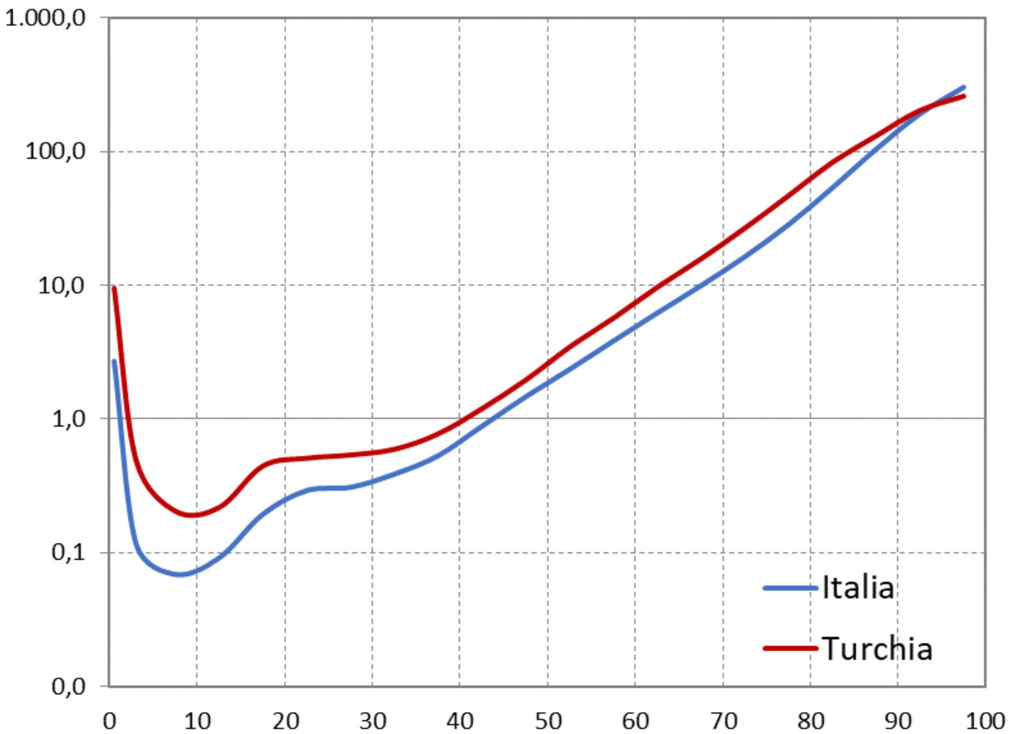
## 6. Confronto tra Italia e Turchia

Di seguito vengono riportati i dati di base e le applicazioni che consentono il confronto tra Italia e Turchia con riguardo ai livelli di mortalità al 2017, mostrando le differenze nella struttura per età tra i due paesi e facendo ricorso alla standardizzazione diretta per sintetizzare le differenze di mortalità. In sintesi, l'Italia ha una struttura per età della popolazione particolarmente invecchiata mentre la Turchia ha ancora una popolazione relativamente giovane con una composizione per età a forma piramidale. Il tasso generico di mortalità dell'Italia è più elevato di quello della Turchia a causa dell'invecchiamento della popolazione italiana. I tassi di mortalità specifici per età sono sempre maggiori in Turchia. Tale situazione viene sintetizzata dai tassi di mortalità standardizzati con metodo diretto, utilizzando come popolazione tipo la media tra le due popolazioni a confronto. Quello dell'Italia è più basso di quello della Turchia a conferma della minore mortalità. La frequenza relativa dei morti in Italia è più elevata che in Turchia perché l'effetto struttura sfavorevole dell'Italia risulta maggiore dell'effetto intensità della mortalità che è minore di quello della Turchia. In altre parole, la minore mortalità italiana è più che compensata dalla sua struttura per età particolarmente invecchiata.

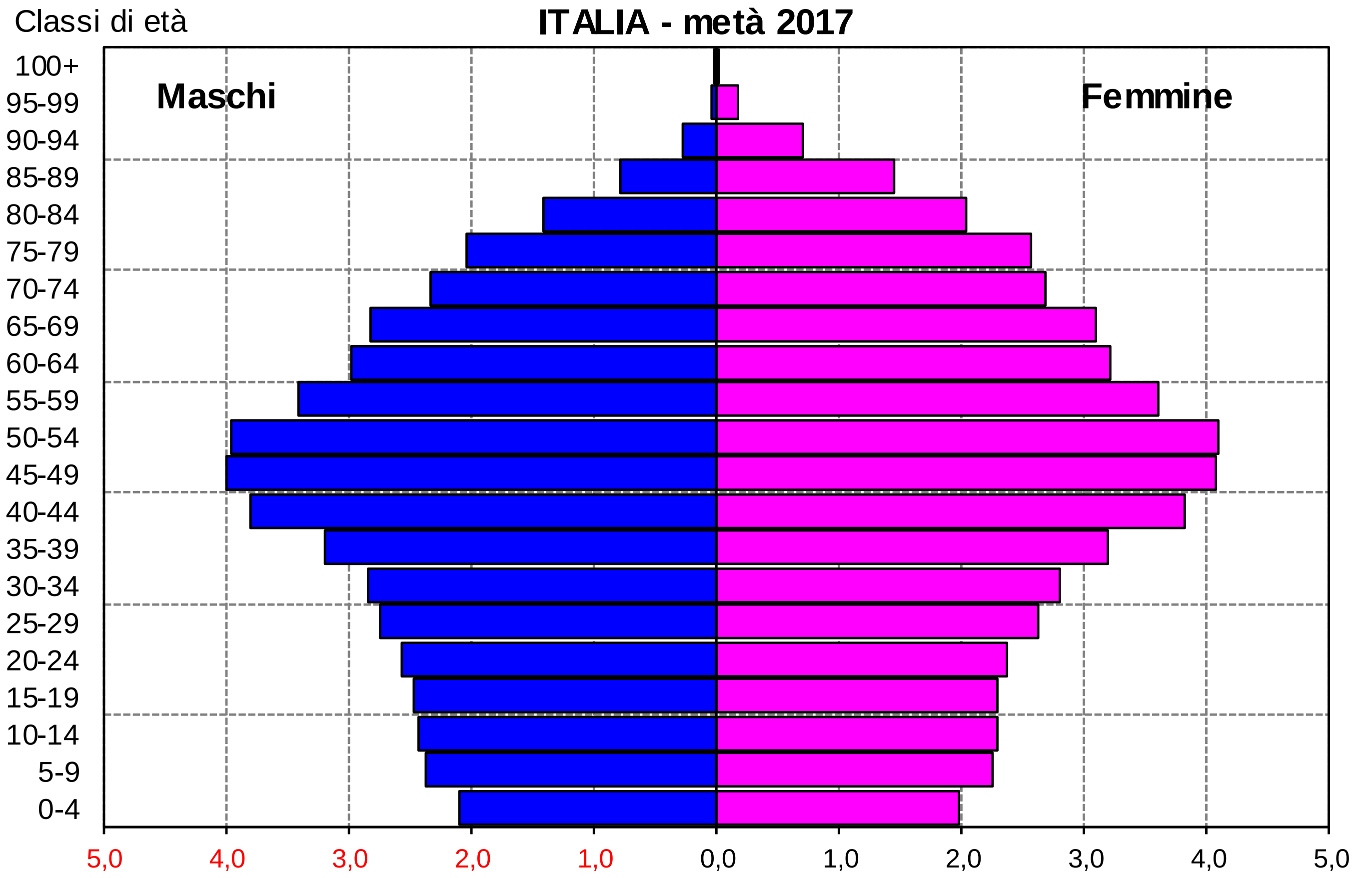
**Confronto tra tassi generici di mortalità e tassi di mortalità specifici per classi di età di Italia e Turchia, 2017**

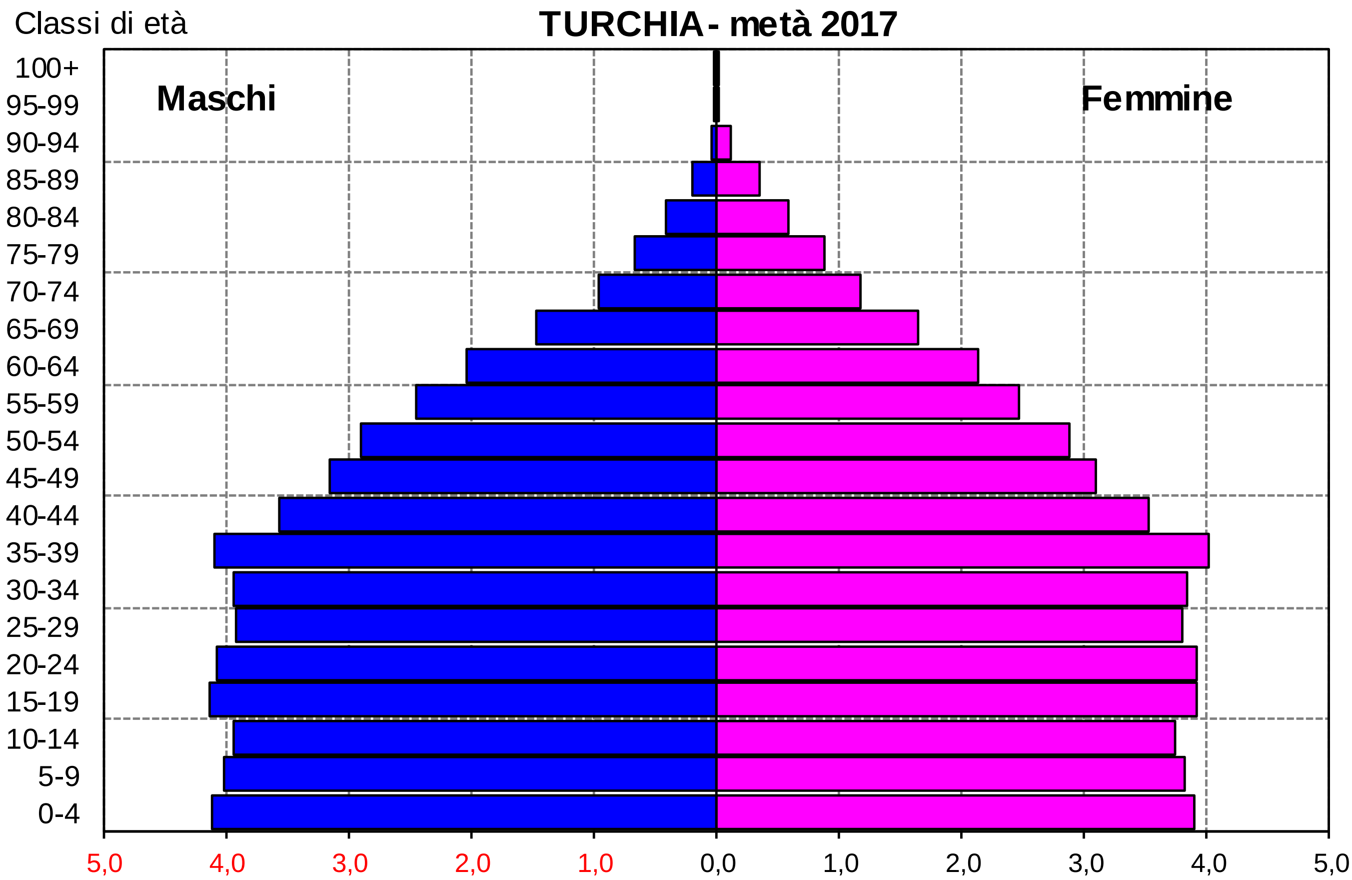
| Classi di età | Italia - 2017 | | | | Turchia – 2017 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Decessi | Popolaz. media | Prop. Pop. per età | Tassi di mortalità (x 1.000 ab.) | Decessi | Popolaz. media | Prop. Pop. per età | Tassi di mortalità (x 1.000 ab.) |
| x | $^{I}M_x$ | $^{I}P_x$ | $^{I}PP_x$ | $^{I}m_x$ | $^{T}M_x$ | $^{T}P_x$ | $^{T}PP_x$ | $^{T}m_x$ |
| 0 | 1.251 | 461.925 | 0,0076 | 2,71 | 11.849 | 1.241.005 | 0,0154 | 9,55 |
| 1-4 | 232 | 2.004.633 | 0,0331 | 0,12 | 2.590 | 5.240.844 | 0,0649 | 0,49 |
| 5-9 | 192 | 2.804.025 | 0,0463 | 0,07 | 1.309 | 6.340.770 | 0,0785 | 0,21 |
| 10-14 | 261 | 2.860.799 | 0,0473 | 0,09 | 1.369 | 6.210.870 | 0,0769 | 0,22 |
| 15-19 | 561 | 2.893.442 | 0,0478 | 0,19 | 2.939 | 6.526.587 | 0,0808 | 0,45 |
| 20-24 | 872 | 2.996.535 | 0,0495 | 0,29 | 3.315 | 6.456.510 | 0,0799 | 0,51 |
| 25-29 | 1.001 | 3.249.345 | 0,0537 | 0,31 | 3.385 | 6.231.542 | 0,0771 | 0,54 |
| 30-34 | 1.324 | 3.428.820 | 0,0566 | 0,39 | 3.771 | 6.296.924 | 0,0779 | 0,60 |
| 35-39 | 2.055 | 3.872.054 | 0,0640 | 0,53 | 5.123 | 6.560.696 | 0,0812 | 0,78 |
| 40-44 | 4.084 | 4.622.218 | 0,0764 | 0,88 | 6.904 | 5.740.819 | 0,0710 | 1,20 |
| 45-49 | 7.167 | 4.884.278 | 0,0807 | 1,47 | 9.962 | 5.055.154 | 0,0626 | 1,97 |
| 50-54 | 11.480 | 4.881.698 | 0,0806 | 2,35 | 16.206 | 4.675.455 | 0,0579 | 3,47 |
| 55-59 | 16.282 | 4.249.174 | 0,0702 | 3,83 | 22.622 | 3.966.727 | 0,0491 | 5,70 |
| 60-64 | 23.211 | 3.741.312 | 0,0618 | 6,20 | 32.661 | 3.371.238 | 0,0417 | 9,69 |
| 65-69 | 35.704 | 3.587.989 | 0,0593 | 9,95 | 39.660 | 2.511.904 | 0,0311 | 15,79 |
| 70-74 | 49.737 | 3.038.645 | 0,0502 | 16,37 | 46.451 | 1.737.267 | 0,0215 | 26,74 |
| 75-79 | 79.492 | 2.789.996 | 0,0461 | 28,49 | 58.503 | 1.249.185 | 0,0155 | 46,83 |
| 80-84 | 112.299 | 2.089.912 | 0,0345 | 53,73 | 66.404 | 801.676 | 0,0099 | 82,83 |
| 85-89 | 140.863 | 1.345.388 | 0,0222 | 104,70 | 56.869 | 434.833 | 0,0054 | 130,78 |
| 90-94 | 112.295 | 583.628 | 0,0096 | 192,41 | 27.150 | 133.942 | 0,0017 | 202,70 |
| 95-99 | 40.901 | 134.261 | 0,0022 | 304,64 | 5.474 | 21.162 | 0,0003 | 258,67 |
| 100+ | 7.797 | 16.639 | 0,0003 | 468,61 | 1.265 | 5.416 | 0,0001 | 233,57 |
| Totale | 649.061 | 60.536.709 | 1,0000 | **10,72** | 425.781 | 80.810.526 | 1,0000 | **5,27** |
| | | | | | | | **$^{I}m-^{T}m=$** | **5,45** |

**Tassi di mortalità specifici per età (x 1.000) dell'Italia e della Turchia, 2017.**
**Scala semi-logaritmica**

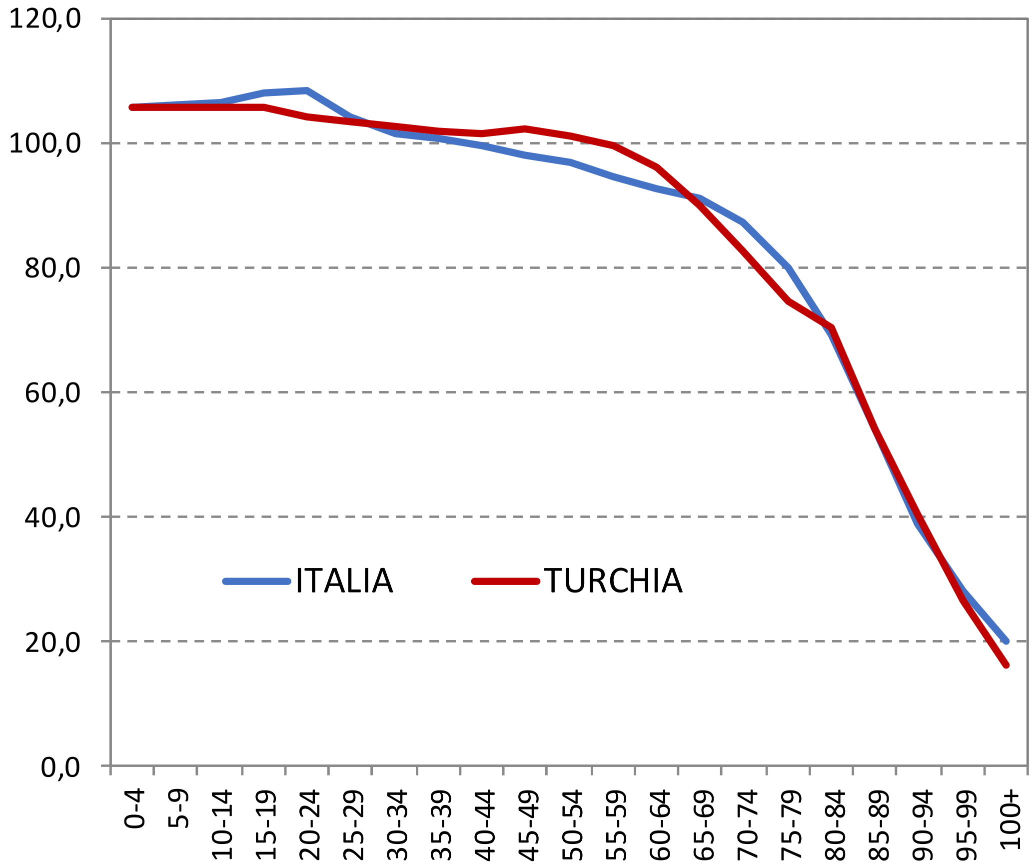


## Piramidi delle età della popolazione residente in Italia e in Turchia a metà del 2017



**Rapporto di mascolinità per classi di età in Italia e in Turchia a metà del 2017**




**Confronto tra le caratteristiche strutturale della popolazione residente in Italia e in Turchia, a metà del 2017.**

| Età e indici | Italia | Turchia | Differenze |
|---|---|---|---|
| 0-14 | 13,4 | 23,6 | -10,1 |
| 15-39 | 27,2 | 39,7 | -12,5 |
| 40-64 | 37,0 | 28,2 | 8,7 |
| 65-79 | 15,6 | 6,8 | 8,8 |
| 80+ | 6,9 | 1,7 | 5,2 |
| Totale | 100,0 | 100,0 | |
| | | | |
| 0-14 | 13,4 | 23,6 | -10,1 |
| 15-64 | 64,1 | 67,9 | -3,8 |
| 65+ | 22,4 | 8,5 | 13,9 |
| | | | |
| Età media | 45,1 | 33,4 | 11,6 |
| - maschi | 43,6 | 32,8 | 10,8 |
| - femmine | 46,5 | 34,1 | 12,3 |
| IV | 167,1 | 36,2 | 130,9 |
| IDG | 20,9 | 34,7 | -13,7 |
| IDA | 35,0 | 12,6 | 22,4 |
| ID | 55,9 | 47,2 | 8,7 |
| IS | 136,1 | 71,1 | 65,0 |
| IR | 129,3 | 51,7 | 77,6 |
| IC | 19,2 | 30,7 | -11,5 |

## Esempio di applicazione concreta della standardizzazione <u>diretta</u> per il confronto della mortalità in Italia e Turchia, 2017

| Classi di età | Prop. Pop. Italia | Prop. Pop. Turchia | Prop. Pop. Media ($^{S}PP_x$) | Tassi specifici per età Italia | | Tassi specifici per età Turchia | | Effetto intensità | Effetto struttura |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| x | $^{I}PP_x$ | $^{T}PP_x$ | $(^{I}PP_x+^{T}PP_x)/2$ | $^{I}m_x$ | $^{I}m_x{}^{S}PP_x$ | $^{T}m_x$ | $^{T}m_x{}^{S}PP_x$ | (a) | (b) |
| 0 | 0,0076 | 0,0154 | 0,0115 | 2,71 | 0,0311 | 9,55 | 0,1097 | -0,0786 | -0,0473 |
| 1-4 | 0,0331 | 0,0649 | 0,0490 | 0,12 | 0,0057 | 0,49 | 0,0242 | -0,0185 | -0,0097 |
| 5-9 | 0,0463 | 0,0785 | 0,0624 | 0,07 | 0,0043 | 0,21 | 0,0129 | -0,0086 | -0,0044 |
| 10-14 | 0,0473 | 0,0769 | 0,0621 | 0,09 | 0,0057 | 0,22 | 0,0137 | -0,0080 | -0,0046 |
| 15-19 | 0,0478 | 0,0808 | 0,0643 | 0,19 | 0,0125 | 0,45 | 0,0289 | -0,0165 | -0,0106 |
| 20-24 | 0,0495 | 0,0799 | 0,0647 | 0,29 | 0,0188 | 0,51 | 0,0332 | -0,0144 | -0,0122 |
| 25-29 | 0,0537 | 0,0771 | 0,0654 | 0,31 | 0,0201 | 0,54 | 0,0355 | -0,0154 | -0,0100 |
| 30-34 | 0,0566 | 0,0779 | 0,0673 | 0,39 | 0,0260 | 0,60 | 0,0403 | -0,0143 | -0,0105 |
| 35-39 | 0,0640 | 0,0812 | 0,0726 | 0,53 | 0,0385 | 0,78 | 0,0567 | -0,0182 | -0,0113 |
| 40-44 | 0,0764 | 0,0710 | 0,0737 | 0,88 | 0,0651 | 1,20 | 0,0886 | -0,0235 | 0,0055 |
| 45-49 | 0,0807 | 0,0626 | 0,0716 | 1,47 | 0,1051 | 1,97 | 0,1411 | -0,0360 | 0,0312 |
| 50-54 | 0,0806 | 0,0579 | 0,0692 | 2,35 | 0,1628 | 3,47 | 0,2400 | -0,0772 | 0,0663 |
| 55-59 | 0,0702 | 0,0491 | 0,0596 | 3,83 | 0,2285 | 5,70 | 0,3401 | -0,1116 | 0,1006 |
| 60-64 | 0,0618 | 0,0417 | 0,0518 | 6,20 | 0,3211 | 9,69 | 0,5015 | -0,1803 | 0,1596 |
| 65-69 | 0,0593 | 0,0311 | 0,0452 | 9,95 | 0,4496 | 15,79 | 0,7133 | -0,2637 | 0,3627 |
| 70-74 | 0,0502 | 0,0215 | 0,0358 | 16,37 | 0,5867 | 26,74 | 0,9585 | -0,3717 | 0,6185 |
| 75-79 | 0,0461 | 0,0155 | 0,0308 | 28,49 | 0,8768 | 46,83 | 1,4412 | -0,5644 | 1,1536 |
| 80-84 | 0,0345 | 0,0099 | 0,0222 | 53,73 | 1,1941 | 82,83 | 1,8407 | -0,6466 | 1,6799 |
| 85-89 | 0,0222 | 0,0054 | 0,0138 | 104,70 | 1,4451 | 130,78 | 1,8052 | -0,3600 | 1,9832 |
| 90-94 | 0,0096 | 0,0017 | 0,0056 | 192,41 | 1,0870 | 202,70 | 1,1451 | -0,0581 | 1,5772 |
| 95-99 | 0,0022 | 0,0003 | 0,0012 | 304,64 | 0,3777 | 258,67 | 0,3207 | 0,0570 | 0,5509 |
| 100+ | 0,0003 | 0,0001 | 0,0002 | 468,61 | 0,0801 | 233,57 | 0,0399 | 0,0402 | 0,0730 |
| Totale | 1,0000 | 1,0000 | 1,0000 | somma= | **7,1424** | somma= | **9,9310** | -2,7886 | 8,2415 |
| | | | | Differenza tra tassi standardizzati = | | | **-2,7886** | | **5,4529** |

Tasso di mortalità standardizzato Italia = 7,14‰; Tasso di mortalità standardizzato Turchia = 9,93‰; Differenza =-2,79 ‰

(a) Effetto intensità = $\sum(^{I}m_x-^{T}m_x)*(^{I}PP_x+^{T}PP_x)/2$

(b) Effetto struttura = $\sum(^{I}PP_x-^{T}PP_x)*(^{I}m_x+^{T}m_x)/2$

Differenza tra i due tassi grezzi = $^{I}m-^{T}m$ = 10,72 – 5,27 = 5,45 = Effetto intensità + Effetto struttura = -2,79+8,24